

**SOEPpapers**  
**on Multidisciplinary**  
**Panel Data Research**

**11**

**Kathrin Göggel**



**DIW Berlin**

German Institute  
for Economic Research

**SOEP**

The German  
Socio-Economic  
Panel Study

**Sinkende Bildungsrenditen durch  
Bildungsreformen?  
Evidenz aus Mikrozensus und SOEP**

**Berlin, April 2007**

## **SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPpapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPpapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Georg **Meran** (Vice President DIW Berlin)  
Gert G. **Wagner** (Social Sciences)  
Joachim R. **Frick** (Empirical Economics)  
Jürgen **Schupp** (Sociology)  
  
Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)  
Christoph **Breuer** (Sport Science, DIW Research Professor)  
Anita I. **Drever** (Geography)  
Elke **Holst** (Gender Studies)  
Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)  
Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology)  
C. Katharina **Spieß** (Educational Science)  
Martin **Spieß** (Survey Methodology)  
Alan S. **Zuckerman** (Political Science, DIW Research Professor)

ISSN: 1864-6689

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | [urahmann@diw.de](mailto:urahmann@diw.de)

# Sinkende Bildungsrenditen durch Bildungsreformen?

Evidenz aus Mikrozensus und SOEP \*

Kathrin Göggel<sup>†</sup>

März 2007

## Zusammenfassung

Die Bildungsreformen der sechziger Jahre sollten das Bildungsniveau der Westdeutschen anheben. Die Analyse der Daten des Mikrozensus weist darauf hin, dass die durch die Bildungsreformen intendierte Bildungsexpansion schon vor 1960 begonnen hat. Mit dem Conditional Mean Independence Ansatz werden Schätzungen von Bildungsrenditen mit dem SOEP nach Geschlecht und Geburtskohorten für die Jahre 1985, 1991, 1998 und 2004 durchgeführt. Die Bildungsrenditen der durch die Bildungsexpansion betroffenen Jahrgänge sind in den neunziger Jahren wie allgemein vermutet leicht gefallen. Sie haben sich bis 2004 jedoch wieder auf das Niveau von 1985 erhöht.

**Schlüsselwörter:** Bildungsreform, Bildungsexpansion, Conditional Mean Independence

**JEL-Klassifikation:** I20, J21, J24

---

\*Ich danke Andreas Ammermüller, Michael Maier, Alexander Spermann, Friedhelm Pfeiffer und Hannes Ullrich für wertvolle Anregungen. Noch verbleibende Fehler und Unzulänglichkeiten gehen ausschließlich zu meinen Lasten.

<sup>†</sup>**Adresse:** ZEW Mannheim, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Postfach 103443, D-68034 Mannheim. Email: goeggel@zew.de

# 1 Einleitung

Grundsätzlich ist die Investition in Bildung eine individuelle Entscheidung. Jedoch können auch externe Entwicklungen, wie die Bildungsreformen im Westdeutschland der sechziger Jahre, einen Einfluss auf diese Entscheidung haben. Veränderte Bildungsanstrengungen können dann langfristig die Höhe der Bildungsrendite beeinflussen. Anhand der Berechnung von Bildungsrenditen für vier verschiedene Zeitpunkte seit 1985 mit den Daten des SOEP soll überprüft werden, ob sich die Bildungsrendite in der Bevölkerung durch ein zunehmendes Angebot an hochqualifizierten Arbeitskräften, wie es durch die Bildungsreformen intendiert wurde, verändert hat.

Der von Mincer (1974) entwickelte Ansatz zur Untersuchung des Zusammenhangs von Bildung und Einkommen wurde dahingehend erweitert, dass Bildungsrenditen zwischen Individuen variieren können. Die Bildungsentscheidung wird demnach nicht nur vom zukünftigen Einkommen und heutigen monetären Kosten der Bildung beeinflusst, sondern auch von individuellen Charakteristika (vgl. Card, 1999; Heckman et al., 2006). Um für diese Einflüsse kontrollieren zu können, kommt hier der Conditional Mean Independence Ansatz von Wooldridge (2002) zur Anwendung.

Für einen Überblick über Schätzungen der Bildungsrenditen für Deutschland sei auf Flossmann und Pohlmeier (2006) verwiesen. In den meisten Studien wird eine Rendite von 6 bis 8 Prozent für Männer und 8 bis 10 Prozent für Frauen in Westdeutschland errechnet. Frühere Untersuchungen zu Bildungsexpansion und Bildungsrenditen beschreiben einen leichten Rückgang der Bildungsrenditen für Jüngere und für Frauen (Lauer und Steiner, 2000b; Boockmann und Steiner, 2006). Im Vergleich dazu weisen die Ergebnisse dieser Studie darauf hin, dass die Bildungsreformen und die darauf folgende Bildungsexpansion in der langen Frist nicht zu einer Reduzierung der Bildungsrendite geführt haben, jedoch geschlechtsspezifische Unterschiede erkennbar sind.

Für Bildungsrenditen in Europa bietet die Zusammenstellung von Asplund und Pereira (1999) eine ausführliche Übersicht. Darüberhinaus haben Psacharopoulos und Patrinos (2004) Bildungsrenditen für über 70 Länder der Erde zusammengestellt und im Durchschnitt eine Bildungsrendite von circa 10 Prozent errechnet, wobei die Bildungsrenditen in weniger entwickelten Regionen der Erde noch deutlich höher als in den OECD-Staaten liegen. Dieser Durchschnitt sei in den vorangegangenen 12 Jahren bei steigendem Bildungsniveau gesunken, was ein Hinweis auf ein Sinken der Bildungsrendite im Zuge einer Bildungsexpansion sein könnte.

In Abschnitt 2.1 werden bestimmende Faktoren der Bildungsexpansion in Westdeutschland erläutert. Anschließend wird in Abschnitt 2.2 deskriptiv anhand des Mikrozensus überprüft, in welcher Weise und in welchem Umfang sich die Bildungsexpansion in Westdeutschland ausgedrückt hat. Abschnitt 3 enthält Theorien zu

den Folgen der Bildungsexpansion. Abschnitt 4 erläutert ökonometrische Methoden zur Schätzung von Bildungsrenditen. Nach einer Beschreibung der Datengrundlage in Abschnitt 5 werden anschließend Bildungsrenditen geschätzt und die möglichen Auswirkungen der Bildungsexpansion auf die Bildungsrenditen in Abschnitt 6 untersucht. Abschnitt 7 fasst die Ergebnisse zusammen.

## 2 Bildungsreformen und Bildungsexpansion

### 2.1 Bildungsreformen seit 1960

Vor der sog. ‘Bildungsexpansion’<sup>1</sup> in den sechziger Jahren besaß die Mehrheit der westdeutschen Bevölkerung eine maximal 8-jährige Volksschulbildung. Der Anteil der Bevölkerung mit Abitur lag bei etwa 5 Prozent (vgl. Müller, 1998: 83). Aus den Geburtsjahrgängen 1906 bis 1910 erhielten 51 Prozent keine formal abgeschlossene Berufsausbildung (Klemm, 2001: 332). Heute liegt der Anteil der Abiturienten bei den 25-Jährigen bei ca. 30 Prozent und der Anteil der Bevölkerung ohne beruflichen Abschluss bei ca. 15 Prozent (vgl. Abschnitt 2.2).

Mit zu den Reformen Anfang der sechziger Jahre zählt die Verlängerung der Pflichtschulzeit auf neun Jahre (Klemm, 2000: 150). Des Weiteren wurden im tertiären Bildungssystem Fachhochschulen und in Baden-Württemberg auch Berufsakademien als Alternativen zur Universität verankert (Müller, 2000: 76). Eine umfassende Übersicht über die institutionellen Veränderungen ab 1950 bietet Schimpl-Neimanns (2000) und einen Einblick in die westdeutsche Bildungslandschaft nach 1945 das ‘Handbuch der deutschen Bildungsgeschichte’ von Führ und Furek (1998).

Der Ausbau des Angebots an Realschulen, Gymnasien und Hochschulen war ebenfalls Teil der Reform. Die Anzahl der Realschulen verdoppelte sich von 1960 bis 1979 und der Anstieg der Anzahl der Gymnasien betrug 30 Prozent. Seit 1979 konnte nur noch ein geringfügiger Anstieg um circa 20 Prozent bei den Realschulen und Gymnasien bis zum Jahr 2004 auf 3.003 bzw. 3.120 verzeichnet werden<sup>2</sup>. Gleichzeitig gab es von 1960 bis 1979 einen Anstieg des Anteils von Schülern, die ein Gymnasium besuchten, wohingegen ein gegenläufiger Trend bei Hauptschülern zu beobachten war (Statistisches Bundesamt, 1980).

---

<sup>1</sup>Der Begriff Bildungsexpansion wird gemeinhin für die Entwicklungen im Bildungssektor in Westdeutschland in den sechziger Jahren verwendet. Dabei wird nicht unterschieden zwischen den Reformen, die von Seiten der öffentlichen Hand die Entwicklungen begünstigten, und der tatsächlichen Bildungsexpansion in der Bevölkerung, nämlich der Zunahme des Bildungsniveaus. Hier werden diese beiden Tatbestände begrifflich mit Reform und Expansion voneinander getrennt.

<sup>2</sup>Inklusive der neu hinzugekommenen Schulen in Ostdeutschland.

Tabelle 2.1: Ausgaben der öffentlichen Haushalte für Bildung 1955 bis 2004 – in Mio. EUR

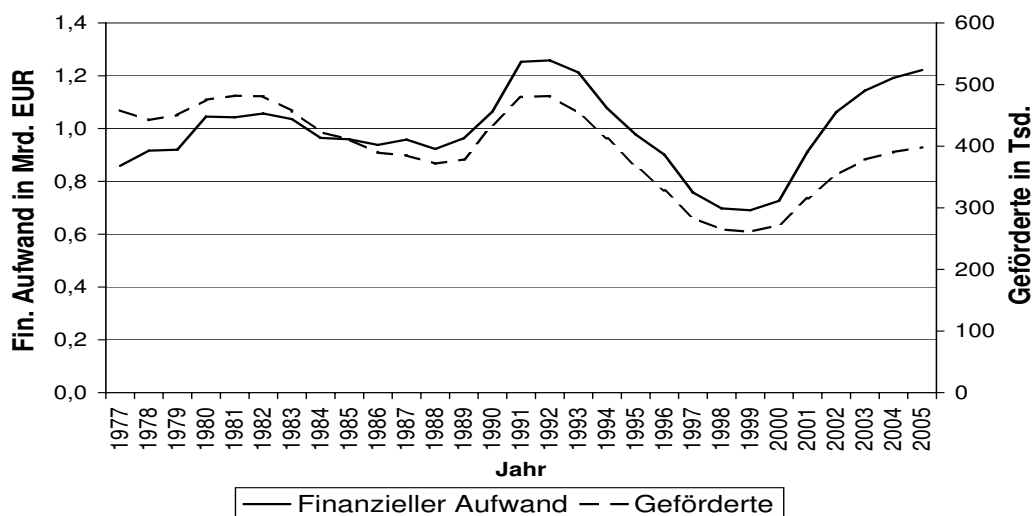
Jahr	Schulen und vorschulische Bildung	Hochschulen
Früheres Bundesgebiet		
1955	1.814	331
1965	5.329	1.974
1968	6.450	2.476
1973	14.257	6.413
1978	20.597	7.613
1983	25.340	10.545
1988	27.778	13.951
Deutschland		
1993	50.045	23.268
1998	54.916	18.221
2002	50.168	20.630
2004	50.971	19.840

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Darstellung.

Die Ausgaben für das Schulwesen stiegen von 1955 bis 1978 um das 11-fache auf 20,6 Mrd. EUR, bei den Hochschulen sogar um das 23-fache auf 7,6 Mrd. EUR (siehe Tabelle 2.1). Die Entwicklung der Bildungsausgaben spiegelt die oben genannten quantitativen Elemente der Bildungsreformen wider. Sie wurden zusätzlich getrieben durch die Bevölkerungszunahme bis zum Einbruch der Geburtenzahlen ab 1965 (Pillenknick). Zunächst fiel die Geburtenzahl rasant, bis sich ab 1975 der negative Trend abschwächte (siehe auch Abschnitt 2.2.) Die sog. ‘Baby-Boomer’ wurden um das Jahr 1970 eingeschult. Der Baby-Boomer-Effekt zeigt sich in der steigenden Entwicklung der Ausgaben in den achtziger Jahren. Der Sprung beider Ausgabenarten vom Jahr 1988 nach 1993 ist durch die Wiedervereinigung Deutschlands im Jahr 1990 begründet. Im neuen Jahrtausend sinken die Ausgaben für die Schulen und die vorschulische Bildung, während sich an den Hochschulen nach einem Einbruch im Jahr 1998 die Ausgaben wieder leicht erhöhen.

Durch verstärkte Werbung für Bildung und den Ausbau der Bildungs- und Berufsberatung sollte zudem die Bildungsnachfrage erhöht werden (vgl. Klemm, 2000: 150). Ein wichtiger Aspekt war dabei die Einführung des BAföG (BundesAusbildungsförderungsgesetz) im Jahr 1971, das wirtschaftliche Barrieren der höheren Ausbildung abbauen und die Bildungsreserven mobilisieren sollte (Blossfeld, 1985: 15). Entwickelten sich die Anzahl der BAföG-Geförderten und der finanzielle Aufwand bis zum Jahr 1990 noch einigermaßen konstant, so brachen sie – nach einem Höhepunkt des finanziellen Aufwandes 1992 – bis zum Jahr 2000 deutlich ein, um anschließend wieder erheblich anzusteigen (vgl. Abbildung 2.1). Bis ins

Abbildung 2.1: BAföG-Geförderte und jährlicher finanzieller Aufwand 1977 bis 2005 – für Studierende in Westdeutschland



Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Darstellung.

Anmerkungen: Finanzieller Aufwand beinhaltet Zuschuss und zinslose Darlehen an die Studierenden. Der Anteil des Zuschusses beträgt 50 Prozent des finanziellen Aufwandes.

Jahr 2000 könnte einerseits das nachlassende Interesse der Politik an einer solchen Förderung und andererseits auch das nachlassende Interesse der Bevölkerung abgebildet sein. Der Anstieg der Zahlen ab 2001 ist vermutlich der damaligen BAföG-Reform (BMBF, 2007) geschuldet.

## 2.2 Deskriptive Analyse – Mikrozensus

Welchen Einfluss die in Abschnitt 2.1 skizzierten Bildungsreformen in Westdeutschland auf die Bildungsstruktur der Bevölkerung hatten, soll die folgende deskriptive Analyse mit den Daten des Mikrozensus klären. Bei der Analyse der Bildungsrenditen und ihrer möglichen Veränderung durch die Bildungsexpansion in Abschnitt 4 wird von besonderer Bedeutung sein, welche Bevölkerungsgruppen in ihrer Bildungsstruktur wie verändert worden sind, um Aussagen über die Auswirkungen der Bildungsreformen machen zu können. Dafür wurden hier aggregierte Abschlussquoten<sup>3</sup> untersucht.

Der Mikrozensus ist die jährliche amtliche Repräsentativstatistik über die Bevölkerung und den Arbeitsmarkt, an der 1 Prozent aller Haushalte in Deutschland beteiligt sind<sup>4</sup>. Die Daten werden in Westdeutschland seit 1957 vom Statistischen Bundesamt erhoben. Dieser Studie liegen die Jahre 1991 und 2004 zugrunde. Es wurden alle Personen in die Analyse aufgenommen, unabhängig von ihrem Erwerbsstatus. Durch die

<sup>3</sup>Anteil der Personen mit Abschluss X im Alter Y an allen Personen im Alter Y, die eine Angabe zum Abschluss gemacht haben.

<sup>4</sup><http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/GML/index.htm> (Stand: 27. Februar 2007).

teilweise Überschneidung der Jahrgänge in den beiden Beobachtungsjahren konnte quasi ein Längsschnitt gebildet werden.

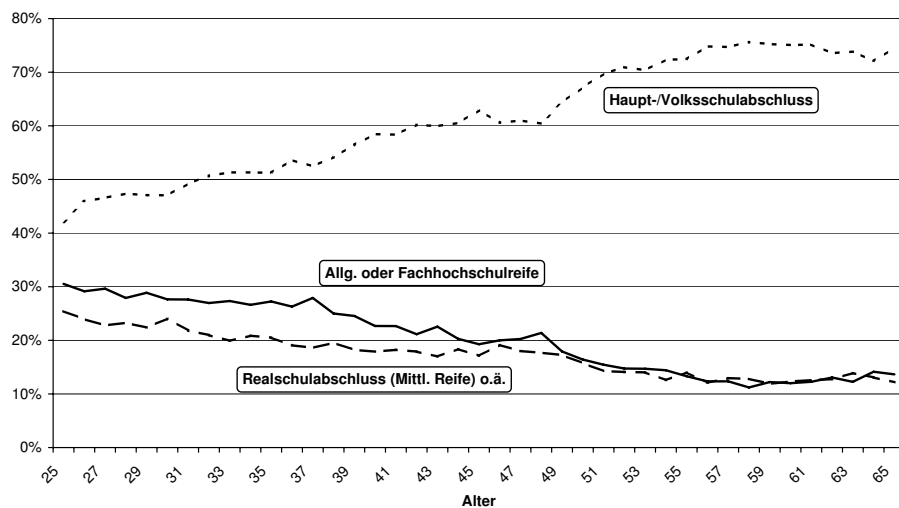
**Schulische Ausbildung:** Abbildung 2.2 zeigt die Abschlussquoten für Hauptschulabschluss, Realschulabschluss und allgemeine bzw. Fachhochschulreife (im Folgenden ‘Abitur’) in der Bevölkerung im Alter von 25 bis 65 Jahren für das Jahr 1991. Der Anteil der Frauen mit Hauptschulabschluss ist im Vergleich der 65– zu den 25–Jährigen drastisch von 80 auf knapp 35 Prozent gesunken. Gleichzeitig hat der Anteil der Frauen mit Realschulabschluss oder Abitur um je circa 20 Prozentpunkte zugenommen. So zeigt sich für die Frauen 25 Jahre nach der Bildungsreform bei den 25–Jährigen eine fast gleichmäßige Verteilung der schulischen Bildungsabschlüsse. Dieses Bild lässt sich auf die männliche Bevölkerung in abgeschwächter Form übertragen. Insgesamt sind seit der Baby-Boomer-Generation (Jahrgang 1962–67) größere Anteile der Frauen schulisch besser ausgebildet als Männer im gleichen Alter, jedoch bis Jahrgang 1974 noch mit einer Konzentration auf den Realschulabschluss (vgl. auch Klemm, 2000). Bei einer Betrachtung der Struktur im Jahr 2004 zeichnet sich die Fortsetzung der Trends von 1991 ab (siehe Abbildungen 2(a) und 2(b) im Anhang).

Die Zunahme der Qualifikation hat schon vor dem Zeitpunkt, an dem üblicherweise die Bildungsexpansion terminiert wird, eingesetzt. Der Trend der absinkenden Hauptschulquote ist im Jahr 1991 bei Personen im Alter von 56 Jahren und jünger (Jg. 1935) zu beobachten, stagniert bei den ‘Vor-Bildungsexpansions-Jahrgängen’ 1943 bis 1951 (40–48 Jahre) leicht und setzt sich dann fort.

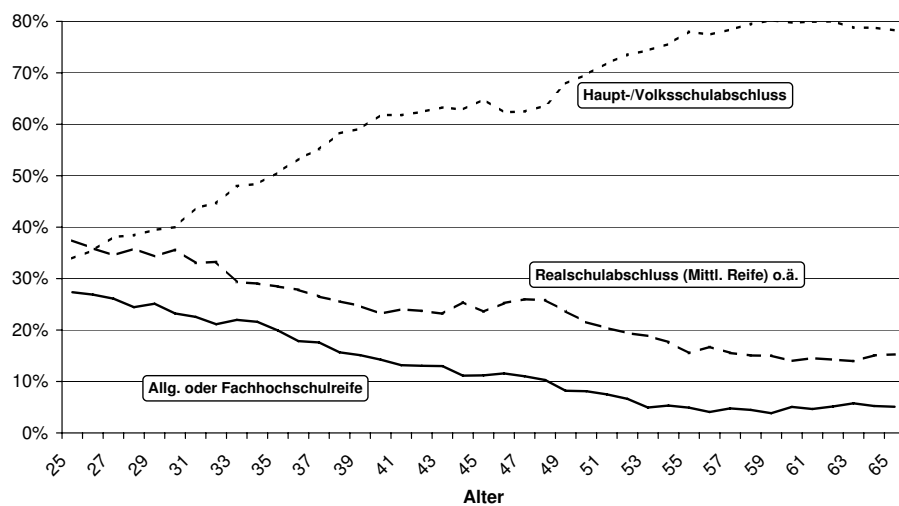
**Berufliche Ausbildung:** Bei der Analyse der beruflichen Abschlüsse zeigt sich im Gegensatz zu den schulischen Abschlüssen im Jahr 1991 in Westdeutschland ein sehr unterschiedliches Bild für Frauen und Männer. Der Anteil der Personen ohne beruflichen bzw. Hochschulabschluss (im Folgenden ‘ohne Abschluss’) liegt in den Kohorten der 25–34– und der 55–64–Jährigen bei ca. 17 bzw. 36 Prozent. In einer geschlechtsspezifischen Betrachtung zeigt sich, dass der Rückgang der Quote ‘ohne Abschluss’ von der älteren zur jüngeren Kohorte in der Bevölkerung v.a. auf den starken Rückgang bei der Quote der Frauen zurückzuführen ist. So liegt bei den beiden männlichen Kohorten der Anteil derjenigen ohne Abschluss jeweils bei 20 Prozent, wohingegen der Anteil der Frauen von gut 50 Prozent in der älteren Kohorte auf 20 Prozent in der Jüngeren fällt. Bei den Quoten der Personen mit einem Fachhochschul- oder Universitätsabschluss und den Quoten derjenigen mit einem Fachschul- oder Meisterabschluss ist bei Männern wie bei Frauen tendenziell ein Anstieg über die Jahrgänge festzustellen. Dieser ist in der Betrachtung des Jahres 1991 etwas deutlicher als 2004. Bei allen Abschlussarten zeigt sich bei



Abbildung 2.2: Schulabschlüsse in der Bevölkerung im Jahr 1991 – in Prozent



(a) Männer

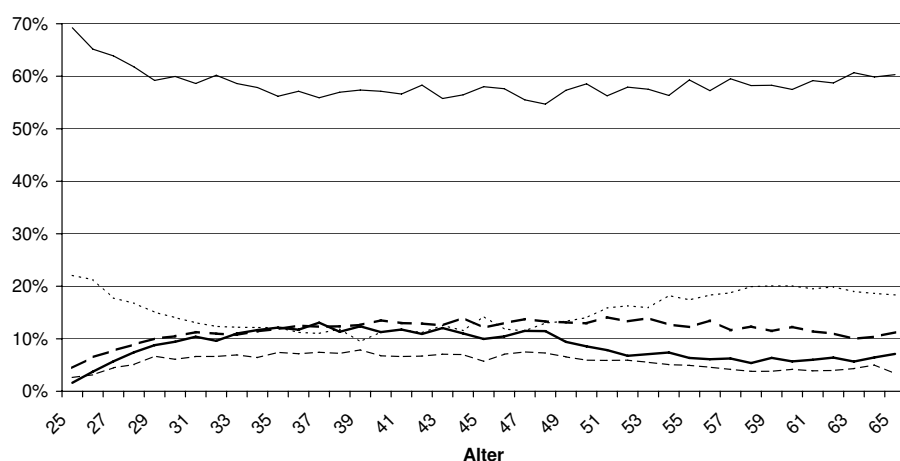


(b) Frauen

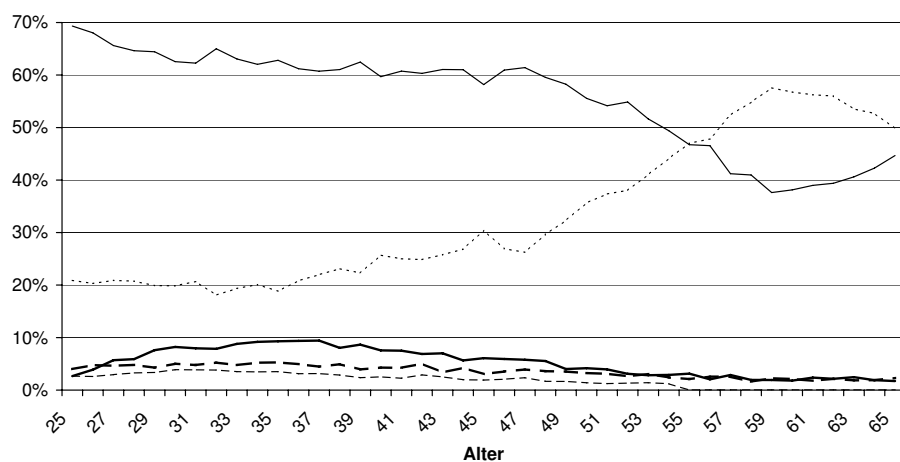
Quelle: Statistisches Bundesamt, Mikrozensus (1991), eigene Darstellung.

Anmerkungen: Jeweils Anteil der Bevölkerung mit einem bestimmten Abschluss in einem bestimmten Alter an der Gesamtbevölkerung in diesem Alter.

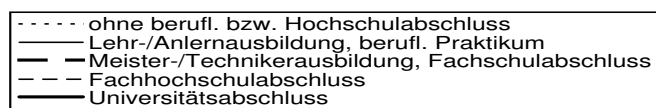
Abbildung 2.3: Berufliche Abschlüsse in der Bevölkerung im Jahr 1991 – in Prozent



(a) Männer



(b) Frauen



Quelle: Statistisches Bundesamt, Mikrozensus (1991), eigene Darstellung.

Anmerkungen: Jeweils Anteil der Bevölkerung mit einem bestimmten Abschluss in einem bestimmten Alter an der Gesamtbevölkerung in diesem Alter.

den Männern keine explizite Ursache in den Bildungsreformen, da die Tendenz zur Höherbildung schon früher, also deutlich vor dem Jahrgang 1945, einsetzt.<sup>5</sup>

Die in Abschnitt 2.1 beschriebenen Bildungsreformen haben auf die Entwicklung der schulischen und beruflichen Bildungsstruktur in Westdeutschland verstärkend eingewirkt. Tendenzen zur Höherbildung, die bei der männlichen Bevölkerung schon vorher sichtbar waren, wurden forciert und bei den Frauen ausgelöst (vgl. auch Ammermüller und Weber, 2005). Besonders das schulische Ausbildungsniveau hat sich für große Teile der Bevölkerung erheblich erhöht und die Anteile der schulisch Höhergebildeten steigen weiter. Bei der beruflichen Bildung setzen sich die Effekte nicht so stark ausgeprägt fort und allgemein scheint, im Gegensatz zu den Frauen, bei den Männern fast kein Wirken der Bildungsreformen ersichtlich, abgesehen von den Einflüssen auf die vermehrte Hochschulbildung. Mit dem Begriff Bildungsexpansion lässt sich somit v.a. die schulische Höherbildung und die verstärkte universitäre Ausbildung in Westdeutschland verbinden.

### 3 Folgen der Bildungsexpansion

Mit der zunehmenden Höherbildung in Westdeutschland werden Anfang der siebziger Jahre Befürchtungen laut, nach denen ein Anstieg der Anzahl der Höherqualifizierten zu einer zunehmenden Arbeitslosigkeit unter den Akademikern und fachlich speziell ausgebildeten Arbeitern führen könne. Die sog. Arbeitslosigkeitshypothese geht von einer Proletarisierung durch Arbeitslosigkeit bei den Höherqualifizierten aus (Blossfeld, 1985; Müller, 1998). Laut der Verdrängungshypothese müsse dagegen mit der Auffüllung des Beschäftigungssystems von ‘oben nach unten’ und damit einer Verdrängung der schlechter Ausgebildeten aufgrund des erhöhten Angebots an Höherqualifizierten gerechnet werden (Blossfeld, 1985).

Bezüglich einer *altersspezifischen* Verdrängung zeigen die Ergebnisse von Reinberg und Hummel (2001), dass der Anteil *junger* Fachkräfte in der Bevölkerung zwischen 1976 und 1998 von 42 auf 33 Prozent gesunken ist und eine ähnliche Entwicklung auch bei den Akademikern zu beobachten ist. Die demographische Entwicklung seit 1975 begünstigt diesen Prozess, da die nachfolgenden jüngeren Jahrgänge tendenziell schwächer werden, die geburtenstarken Jahrgänge von 1960 bis 1970

---

<sup>5</sup>Betrachtet man die Fortsetzung der Jahrgangsreihe von 1991 nach 2004, so stellt man fest, dass es bei beiden Geschlechtern einen Rückgang der Lehrabschlussquoten (beinhaltet Lehrausbildung, berufliches Praktikum und ähnliches) in den Geburtskohorten gegeben hat. Dies geht allerdings nicht einher mit einem Anstieg bei den Quoten der anderen Abschlüsse und damit auch nicht mit einer Weiterbildung der genannten Personengruppe. Dies lässt darauf schließen, dass vornehmlich Personen mit Lehrabschluss die 2004 neu eingeführte Antwortkategorie ‘beruflicher bzw. Hochschulabschluss = Ja, Spezifizierung = ohne Angabe’ im Mikrozensus genutzt und somit eine genauere Angabe zum Abschluss umgangen haben.

jedoch weiter im Erwerbsleben stehen. Nach Katz und Autor (1999) kann man keine perfekten Substitutionsverhältnisse in der Produktion zwischen verschiedenen Alters- und Bildungsgruppen annehmen. Deshalb könnten alters- und qualifikationsspezifische Veränderungen der Arbeitsnachfrage und des Arbeitsangebots zu Variationen bei den Löhnen führen. Diese veränderten Löhne wirken wiederum auf die Bildungsrendite der gesamten Bevölkerung und auf die Renditen verschiedener Bevölkerungsgruppen.

Die Bildungsexpansion beeinflusst das *Arbeitsangebot* im Zeitverlauf. Zunächst werden durch eine ‘von oben’ forcierte Bildungsreform die Grenzkosten der Bildung gesenkt<sup>6</sup> und damit kommt es zu einer höheren Bildungsbeteiligung der betroffenen Bevölkerungsgruppen. Zudem ist es für jedes Individuum nach der Humankapitaltheorie bei gesunkenen Grenzkosten rational, mehr in Bildung zu investieren, so dass die gesamte Bevölkerung ein höheres Bildungsniveau anstrebt. Bei unveränderter Arbeitsnachfrage führt ein erhöhtes gut ausgebildetes Arbeitsangebot zu sinkenden Löhnen bei den Hochqualifizierten. Reduziert sich gleichzeitig das Angebot an Geringqualifizierten, dann müssten deren Löhne steigen, es sei denn, das Unterangebot lässt sich mit Hochqualifizierten aufstocken. Die Bildungsexpansion könnte bei Letzterem negativ auf die Bildungsrendite wirken.

Sollen Aussagen bezüglich der Bildungsrenditen anhand der Arbeitslosigkeitshypothese oder der Verdrängungshypothese gemacht werden, so muss überlegt werden, inwiefern ein erhöhtes Arbeitsangebot mit bestimmten Qualifikationen auf die Löhne wirkt. Würde der Marktmechanismus<sup>7</sup> versagen und die Löhne nicht reagieren, so würde sich bei der Arbeitslosigkeitshypothese nur dann ein Absinken der Bildungsrenditen ergeben, wenn auch die dann zahlreichen Arbeitslosen in der Berechnung der Bildungsrendite Berücksichtigung fänden. Im Fall der Verdrängungshypothese wäre mit einem Renditenrückgang für Akademiker zu rechnen, wenn diese bei Substitution der niedrigeren Qualifizierungsstufen mit den ‘niedrigqualifizierten’ Löhnen rechnen müssten, also das Lohnniveau teilweise geringer wäre. Dies würde zu einer niedrigeren Bildungsrendite in der Bevölkerung führen. Würde der Marktmechanismus jedoch zu einer Anpassung der Preise führen, bei Überangebot also die Löhne drücken und bei Knappheit (z.B. bei den mittleren Qualifizierungsniveaus) steigern, so käme es bei beiden Hypothesen ceteris paribus zu einer sinkenden Bildungsrendite, unabhängig davon, ob Arbeitslose in der Grundgesamtheit für die Schätzung enthalten wären oder nicht.

---

<sup>6</sup>Wie in Abschnitt 2.1 beschrieben, wurde z.B. in Westdeutschland die Anzahl der Schulen und Universitäten erhöht und mit dem BAföG sozial schwächeren Bevölkerungsgruppen der Zugang zur weiterführenden Bildung ermöglicht.

<sup>7</sup>Volle Flexibilität der Preise und Löhne bei verändertem Angebot/Nachfrage unter vollständiger Information (vgl. Franz, 2006: 279).

Die Innovationshypothese steht den vorangegangenen soziologischen Hypothesen zu Arbeitslosigkeit und Verdrängung entgegen und setzt ein verändertes Arbeitsangebot mit veränderter Arbeitsnachfrage in Zusammenhang. Durch Innovation werden neue Arbeitsplätze für die überschüssigen Höhergebildeten geschaffen (Blossfeld, 1985; Acemoglu, 2002). Hierbei würde sich die Bildungsrendite je nach qualifikatorischer Veränderung der Lohnstruktur verändern.

In diesem Zusammenhang wird auch vom ‘qualifikationsverzerrten technologischen Wandel’ gesprochen (vgl. Katz und Autor, 1999; Acemoglu, 2002; Card und DiNardo, 2002). Demnach ist die Nachfrage nach höherqualifizierten Arbeitskräften in den letzten Dekaden gestiegen, während die zunehmende Automatisierung die Nachfrage nach Arbeitskräften mit einer geringen Ausbildung verringerte, da dort die Substitutionselastizität zwischen Mensch und Kapital größer ist. Ein zweiter Aspekt ist die Globalisierung der Weltwirtschaft (vgl. Katz und Autor, 1999). Der zunehmende Import von Gütern, deren Produktion vornehmlich mit gering qualifizierter Arbeit erfolgt, führt zu einer Veränderung der inländischen Produktionsstruktur und damit zu einer geringeren Nachfrage nach Geringqualifizierten. Gleichzeitig werden jedoch hochqualifizierte Arbeitskräfte in den Unternehmen zur Koordinierung und Steuerung immer komplexerer, ‘internationalerer’ Arbeitsabläufe benötigt. Damit führen technologischer Wandel und Globalisierung unabhängig von anderen Veränderungen zu steigenden Löhnen für Hochqualifizierte (mehr Nachfrage als Angebot) und sinkenden Löhnen für Geringqualifizierte (vice versa).

Mit der zunehmenden Bildungsbeteiligung von Frauen in Westdeutschland im Zuge der Bildungsexpansion stieg langfristig auch deren Erwerbsbeteiligung (siehe Abschnitt 2.2 und Franz, 2006: 21). Das dadurch möglicherweise entstandene Überangebot an weiblichen Arbeitskräften und daraus resultierende sinkende Löhne führen per se nicht zu sinkenden Bildungsrenditen bei den Frauen, wenn ihre Qualifikations- und Lohnstruktur gleich bleiben. Allerdings hat sich die Qualifikationsstruktur deutlich zur Höherqualifikation gewandelt (vgl. Abschnitt 2.2). Die Veränderung der Bildungsrendite im Zeitverlauf, die für die Bevölkerung beobachtet wird, müsste damit bei weiblichen Erwerbstätigen besonders ausgeprägt sein, wenn man davon ausgeht, dass es keine perfekte Substitution zwischen Männern und Frauen gibt.

Die beschriebenen Prozesse wirken seit 1960 gemeinsam auf die Bildungsrenditen in Westdeutschland. Nach Lauer und Steiner (2000b), sowie Boockmann und Steiner (2006) können diese mit jahresspezifischen und kohortenspezifischen Effekten beschrieben werden. Von jahresspezifischen Effekten, wie bspw. der Konjunkturentwicklung, wird angenommen, dass sie alle Geburtskohorten gleichermaßen treffen, jedoch jede Geburtskohorte zu einem anderen Alter im Erwerbsleben. Kohortenspezifische Effekte treten innerhalb der Kohorte auf, d.h. von der Bildungsexpansion wurde die Qualifikationsstruktur der Geburtskohorten spätestens ab Jahrgang 1950/60

und durch den Baby-Boom die Kohortengröße beeinflusst. Demnach müssten sich die Bildungsrenditen ab dem Jahrgang 1950/60 stark verändert haben, dieser Effekt bei den Baby-Boomern besonders verstärkt aufgetreten sein und erst ab dem Jahrgang 1970/80 wieder nachgelassen haben. Wichtig ist, dass man bei dieser Analyse berücksichtigt, dass Lebenszykluseffekte eine Rolle spielen, da sich bspw. die Löhne mit dem Alter systematisch verändern können. Kohorten müssen also über die gleiche Lebenszeit betrachtet werden, um für eventuelle altersabhängige Renditeveränderungen kontrollieren zu können.

## 4 Das Modell

Bildung wird nach der Humankapitaltheorie als Investition gesehen, die etwas kostet, jedoch später Nutzen, in Form eines höheren Einkommens, generiert (Becker, 1964/1993; Mincer, 1974). Die Analyse optimierenden Verhaltens hat gezeigt, dass sich Investitionen desto mehr lohnen, je jünger der Investierende ist, weil danach umso länger von der höheren Bildung profitiert werden kann und der heutige Wert der Nettogewinne reduziert wird, wenn die Investition später getätigt wird (Mincer, 1974; Franz, 2006). Eine weitere Überlegung ist, dass das Lernen an sich jüngeren Menschen womöglich leichter fällt als Älteren und frühe Investitionen spätere Bildung begünstigen (vgl. Heckman, 2000).

Das Individuum maximiert (nach dem modifizierten Ansatz von Card, 1999: 1810ff und 2001: 1129ff) folgende Nutzenfunktion:

$$U(S, Y) = \ln Y - C(S) \quad \text{mit } C'(S) > 0 \text{ und } C''(S) > 0, \quad (1)$$

in der  $\ln Y$  für das logarithmierte Einkommen und  $C(S)$  für die Kosten der Ausbildung  $S$  stehen. Die Bedingung erster Ordnung zu Gleichung (1) lautet:

$$\frac{Y'(S)}{Y(S)} = C'(S) \quad (2)$$

Eine semi-logarithmische Einkommensfunktion erhält man über eine Integration von  $\frac{Y'(S)}{Y(S)} = C'(S)$ , wenn die Grenzerträge konstant sind  $\left[ \frac{Y'(S)}{Y(S)} = b \right]$  und die Grenzkosten linear in  $S$  [also  $C'(S) = r_i + kS$ ,  $k > 0$ ]<sup>8</sup> definiert werden. Diese wäre der ursprünglichen, in Franz (2006: 90ff) und Heckman et al. (2006: 316-319) ausführlich motivierten Einkommensfunktion von Mincer sehr ähnlich. Die Spezifikation nach Mincer (1974) für die Schätzung homogener Bildungsrenditen stellt sich so dar:

$$\ln Y = a + bS + cEX + dEX^2 + e, \quad (3)$$

---

<sup>8</sup> $r_i$  ist eine zufällige Variable.

wobei  $EX$  die Berufserfahrung repräsentiert und  $e$  den Störterm, der alle nicht durch  $S$  und  $EX$  abgebildeten Einflussfaktoren auf den Lohn erfasst [ $E(e|S, EX) = 0$ ]. Klassischerweise wird diese Bildungsrendite mit einem Ordinary-Least-Squares-Ansatz (OLS) geschätzt (vgl. Wooldridge, 2002). Problematisch bei dieser Spezifikation ist die funktionale Form: für eine Interpretation von  $b$  als Bildungsrendite muss gelten, dass die Ausbildungszeit  $S$  das korrekte Maß für ‘Bildung’ ist und jedes weitere Ausbildungsjahr für jedes Individuum den gleichen proportionalen Effekt auf das Einkommen bei konstanter Berufserfahrung hat (Card, 1999: 1804f). Eine *homogene* Bildungsrendite für die gesamte Bevölkerung scheint es jedoch nicht zu geben, sondern eine Verteilung individueller *heterogener* Renditen  $b_i$  (Card, 1999: 1803). Diese werden durch – zum Beispiel je nach Fähigkeit – individuelle Kosten und Erträge der Bildung, die auf die Wahl der optimalen Ausbildungsdauer  $S$  Einfluss nehmen, bestimmt (Card, 1999: 1811). Aus diesem Grund spezifiziert Card (1999; 2001) die Gleichung:

$$\ln Y_i = a_i + b_i S_i + e_i \quad \text{mit } i = 1 - N, \quad (4)$$

um heterogene Bildungsrenditen  $b_i$  bei den  $N$  Individuen in der Bevölkerung zu schätzen. Die Konstante  $a_i$  spiegelt Produktivitätsunterschiede<sup>9</sup> zwischen Personen wider.

Durch verschiedene Methoden wird versucht, die durch diese Spezifikation entstehende Verteilung von individuellen Bildungsrenditen, zu einer durchschnittlichen Bildungsrendite  $\beta = E(b_i)$ , dem sog. Average Partial Effect (APE), zusammenzufassen und dem Heterogenitätsproblem zu begegnen. Problematisch sind in der Analyse unbeobachtbare Unterschiede zwischen Individuen wie bspw. Motivation und Intelligenz. Gängige Verfahren zur Lösung des Heterogenitätsproblems sind IV- und Kontrollfunktionsansatz (vgl. Wooldridge, 2002: 83ff und Cameron und Trivedi, 2005: 896).

Schätzungen, die für die mögliche Endogenität der Bildungsvariable  $S$  kontrollieren, berücksichtigen z.B. den familiären Hintergrund (schulische und berufliche Ausbildung der Eltern). In den Schätzungen für Deutschland sind die Ergebnisse hierzu nicht eindeutig. Lauer und Steiner (2000a) weisen bei einem Vergleich von herkömmlicher OLS-Schätzung und IV-Schätzung, in der Bildung mit dem familiären Hintergrund instrumentiert wird, keine signifikanten Unterschiede zwischen den Bildungsrenditen nach. Anders allerdings bei Schnabel und Schnabel (2002). Dort werden geringere Bildungsrenditen für Personen nachgewiesen, deren Eltern einen Fachhochschul- oder Universitätsabschluss erworben haben.

---

<sup>9</sup>Oder auch unterschiedliche Fähigkeiten (vgl. Blundell, Dearden und Sianesi 2005: 478).

Bei dem hier verwendeten alternativen Verfahren nach Wooldridge (2002: 638ff; 2004: 5ff) zur Schätzung des APE der stetigen Variable Ausbildungszeit  $S$  wird folgende Spezifikation genommen:

$$E(\ln Y|S, c) = a + bS \quad \text{mit } c \equiv (a, b). \quad (5)$$

mit den Annahmen:

1. Der Vektor  $x$  ist redundant gegeben  $S$  und  $c$ :

$$E(\ln Y|S, c, x) = E(\ln Y|S, c) = a + bS \quad (6)$$

2. ‘Conditional Moment Independence Assumption’: Erwartungswert und Varianz von  $S$  sind unabhängig von  $c$ , gegeben  $x$ :

$$\text{i) } E(S|c, x) = E(S|x) \quad \text{ii) } \text{Var}(S|c, x) = \text{Var}(S|x) > 0. \quad (7)$$

Annahme 1 sagt aus, dass, falls neben  $S$  für die beobachtbaren und unbeobachtbaren Faktoren mit  $c$  kontrolliert werden kann, der Nahrungsvektor  $x$  im Durchschnitt nicht mehr relevant für die Identifizierung der Einkommensfunktion ist. Annahme 2 gewährleistet, dass die Elemente in  $x$  im Durchschnitt eine ausreichende Erklärung für  $S$  darstellen, wir also Ausbildungszeit  $S$  durch Informationen aus  $x$  erschöpfend beschreiben können. Der Vektor  $x$  enthält Informationen aus der Vergangenheit, durch deren Einbindung der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf die Ausbildungszeit  $S$  erfasst werden soll. Darüberhinaus wird anders als bei der IV-Schätzung keine lineare Form zur Bestimmung des Schätzers zugrunde gelegt (Wooldridge, 2002: 608 und 2005: 6). Die Annahmen 1 und 2 stellen die Unabhängigkeitsannahmen (ignorability) für die Identifizierung des APE dar:

**Proposition:** Unter den Annahmen 1. und 2. ist

$$E(b|x) = \beta(x) = E\left(\frac{\text{Cov}(S, \ln Y|x)}{\text{Var}(S|x)}\right) \quad (8)$$

der Steigungskoeffizient in der ‘konditionalen linearen Projektion’  $E(\ln Y|S, x) = \alpha(x) + \beta(x)S$  zur strukturellen Form (5) von  $\ln Y$  auf  $S$ , gegeben  $x$ .

Analog zur Studie von Maier et al. (2004) werden hier  $\text{Var}(S|x)$  und  $\text{Cov}(S, \ln Y|x)$  anhand linearer Hilfsregressionen geschätzt, was zu folgendem konsistenten Schätzer des durchschnittlichen APE führt:

$$\hat{E}(\beta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\widehat{\text{Cov}}(S_i, \ln Y_i|x_i)}{\widehat{\text{Var}}(S_i|x_i)}. \quad (9)$$



## 5 Datengrundlage

Grundlage der ökonometrischen Analysen in dieser Untersuchung sind Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Im SOEP werden seit 1984 jedes Jahr Daten (u.a. zu Einkommen, Wohnen, Gesundheit und Bildung) von Personen<sup>10</sup> und privaten Haushalten mithilfe einer freiwilligen Wiederholungsbefragung in Deutschland erfasst (vgl. z.B. SOEP-Monitor, 2005). Der Panel-Charakter der Daten wurde hier nicht ausgeschöpft, sondern bestimmte Wellen im Querschnitt zum Vergleich mit den unveröffentlichten Ergebnissen von Maier et al. (2005), die mit Daten des Bundesinstituts für Berufsbildung und des Instituts für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (BIBB/IAB) erzeugt wurden, herangezogen. Die betrachteten Wellen sind 1985, 1991, 1998 und 2004. Die Analyse erfolgt für Vollzeit erwerbstätige deutsche Frauen und Männer in Westdeutschland im Alter von 20 bis 60 Jahren, die mit 35 und mehr Stunden wöchentlicher Arbeitszeit abhängig beschäftigt sind. Ausländer wurden aus der Stichprobe entfernt, um mögliche Verzerrungen zu vermeiden, ebenso wie Selbständige.<sup>11</sup>

Aus der Variable ‘höchster erreichter Bildungsabschluss’ wird vom SOEP die Variable ‘bilzeit’, die Dauer der Ausbildung, generiert, die jedoch nur vergleichend im Anhang (Tabelle A.3) untersucht wird. Für die Hauptanalyse wird die neue Variable ‘bilzeitnew’ mit einem leicht modifizierten Ansatz generiert. Dadurch entstehen für manche Individuen kürzere und für andere längere Ausbildungszeiten als mit der Variable ‘bilzeit’:

- Personen, die vor 1956 geboren wurden und einen Hauptschulabschluss erworben haben, werden nur 8 Jahre statt 9 Jahre Schulbildungszeit zugewiesen, da erst Mitte der sechziger Jahre das verpflichtende 9. Schuljahr eingeführt wurde.
- Personen, die einen Fachschul- oder Meisterabschluss angeben, wird zusätzlich zur Dauer dieser Ausbildung die Dauer der vorausgehenden Lehrausbildung (1,5 Jahre) berechnet.
- Personen, die keine Hochschulreife erlangt haben, jedoch nach Lehr- und Meisterausbildung studiert haben, wird die Zeit der Lehr- und Meisterausbildung aufgeschlagen, da diese Voraussetzung für die Aufnahme eines Studiums ist.

Die abhängige Variable ist das Einkommen in Form des logarithmierten Bruttomonatslohns (zum Vergleich mit den Ergebnissen von Maier et al., 2004: 6 und

---

<sup>10</sup>Individueller Personenfragebogen für alle Personen eines Haushalts ab 16 Jahre.

<sup>11</sup>Da Ausländer andere, oft geringere als die in Deutschland üblichen Ausbildungsdauern haben, bspw. wird das Abitur in den meisten anderen europäischen Ländern schon nach 12 Jahren erworben, könnte es ohne diese Korrektur der Stichprobe zu einer Verzerrung der Bildungsrendite kommen. Ob dies tatsächlich der Fall ist, wird in einer Sensitivitätsanalyse im Anhang unter Einbeziehung der Ausländer untersucht. Die stark schwankenden Einkommen der Selbständigen sollten die Analyse hier nicht verzerren und werden deshalb ebenso nur ergänzend untersucht.

2005). Der Bruttolohn wird dem Nettolohn vorgezogen, da er frei von einkommensabhängigen und individuellen Steuern und Abgaben ist (so auch Skarupke, 2005: 53). Betrachtet man den *Bruttostundenlohn*, werden Arbeitszeiteffekte aus der Schätzung herausgerechnet, was sinnvoll erscheint, da Höhergebildete dazu tendieren, mehr zu arbeiten (vgl. Card, 1999: 1808; Franz, 2006: 96). Für die Berechnungen mit dem *Bruttomonatslohn* werden deshalb höhere Bildungsrenditen erwartet. Die Sensitivitätsanalyse im Anhang (Tabelle A.3) zeigt zum Vergleich Schätzergebnisse mit dem *Bruttostundenlohn*.

Als Kontrollvariablen werden Angaben zu Alter, Behinderung, Haushaltstyp (zur Erfassung von Kindern) und Dummies für das Bundesland, in dem das Individuum wohnhaft ist, herangezogen. Zusätzlich wird in der Sensitivitätsanalyse im Anhang der Familienstand (verheiratet oder nicht) beachtet. Kinder und der Familienstand sollen für Verzerrungen aufgrund unterschiedlicher Erwerbsbeteiligung von Frauen und Männern kontrollieren. Lauer und Steiner (2000a) weisen bei OLS-Schätzungen mit unterschiedlichen Kontrollvariablen nach, dass Kinder oder eine Ehe die Erwerbstätigkeit von Frauen einschränken, während verheiratete Männer eher erwerbstätig sind.

Tabelle A.1 im Anhang zeigt die deskriptiven Statistiken der Abschnitt 6 zugrunde liegenden Stichprobe. Die Stichprobengröße bewegt sich zwischen 2.400 und 3.400 Beobachtungen. Realer Bruttomonats- und Bruttostundenlohn, Bildungszeit sowie das Alter steigen in der betrachteten Stichprobe mit den Jahren an. Ebenso steigt der Anteil der Frauen leicht, während Personen mit Kindern und verheiratete Personen anteilmäßig um jeweils ca. 7 Prozentpunkte zurückgehen. Der geringer Anteil der Frauen (30 Prozent) ist durch die Beschränkung der Stichprobe auf eine Arbeitszeit von 35 und mehr Stunden Wochenarbeitszeit zu erklären, da Frauen tendenziell mehr in Teilzeit arbeiten. Die tatsächliche Arbeitszeit bleibt relativ konstant bei 43 Stunden pro Woche.

## 6 Empirische Ergebnisse - SOEP

Die nach Wooldridge (2002 und 2004) geschätzte Bildungsrendite für die westdeutsche Bevölkerung im Alter von 20 bis 60 Jahren ist von 1985 bis 1998 von 5,97 auf 5,56 Prozent gefallen. Dieser Trend zeigt sich bspw. auch bei Ammermüller und Weber (2005). Bis zum Jahr 2004 steigt die Bildungsrendite über den Wert von 1985 hinaus auf 6,28 Prozent (vgl. Tabelle 6.1, getrimmte Stichprobe = Bildungsrendite zwischen dem 1 Prozent und dem 99 Prozent Quantil<sup>12</sup>). Ein ähnliches Ergebnis finden Gebel und Pfeiffer (2007). Das Absinken der Bildungsrendite bis 1998 könnte

---

<sup>12</sup>Die getrimmten und auch die ungetrimmten Werte sind statistisch signifikant von Null verschieden. Statistisch signifikant von Null verschieden zum 1%-Niveau, t-Stat.>2,576

Tabelle 6.1: Schätzung der Bildungsrendite im Zeitverlauf

Jahr	APE	t-Stat.	APE	t-Stat.
Gesamt				
	ungetrimmt		getrimmt	
1985	0,0631	11,37	0,0597	101,17
1991	0,0980	3,75	0,0563	72,98
1998	0,0523	22,49	0,0556	96,98
2004	0,0620	146,06	0,0628	200,02

Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: APE=Average Partial Effect, t-Stat.=t-Statistik.

durch die Bildungsexpansion bedingt sein, da mehr Hochqualifizierte in den Arbeitsmarkt eingetreten sind, deren Überangebot sinkende Löhne für Hochqualifizierte und damit eine allgemein sinkende Bildungsrendite provoziert haben könnte. Zudem ist durch die Baby-Boomer-Generation das Arbeitsangebot gestiegen. Die Ursachen des Anstiegs seit 1998 könnten bspw. steigende Löhne für Höherqualifizierte sein, da sich die berufliche Qualifikationsstruktur in der Bevölkerung seit dem Jahrgang 1970 nicht mehr gravierend ändert und die Geburtenzahl seitdem eher abnimmt. Die Jahrgänge 1970 und jünger sind erst seit dem Jahr 1997 annähernd vollständig erwerbstätig, wenn man bedenkt, dass Akademiker erst mit ca. 27 Jahren beginnen zu arbeiten (vgl. Statistisches Bundesamt, 2005b). Findet zudem weiterhin qualifikationsverzerrter technologischer Wandel statt, in dem junge gut ausgebildete Arbeitskräfte bevorzugt nachgefragt werden, so steigen die Löhne der Hochqualifizierten und damit die Bildungsrendite in der Bevölkerung (vgl. Card und DiNardo, 2002). Die durchschnittlichen Bildungsrenditen für verschiedene Quantile der Bevölkerung

Tabelle 6.2: Heterogenität der Bildungsrendite

Jahr	APE	10%	25%	50%	75%	90%
1985	6,31%	3,36%	4,51%	5,98%	7,45%	9,18%
1991	9,80%	2,04%	4,37%	5,88%	7,36%	9,28%
1998	5,23%	2,64%	3,66%	5,77%	7,38%	8,84%
2004	6,20%	3,96%	5,23%	6,55%	7,41%	8,22%

Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: APE=Average Partial Effect, ungetrimmten Stichprobe.

sind in Tabelle 6.2 dargestellt. So sinkt die Bildungsrendite der 10 Prozent der Bevölkerung, die die niedrigste Rendite haben, von 1985 bis 1991 deutlich, um danach wieder anzusteigen und 2004 über den Wert von 1985 hinauszugehen. Auch das 25%- und das 50%-Quantil weisen steigende Bildungsrenditen auf. Für 50 Prozent der Bevölkerung zeigt sich damit das gleiche Bild wie für den Gesamtdurchschnitt.

Bei den 25 Prozent der Bevölkerung, die eine Rendite über 7 Prozent haben, ist der Negativtrend der neunziger Jahre im neuen Jahrtausend jedoch noch nicht gebremst.

Die herkömmliche OLS-Schätzung (vgl. Tabelle 6.3) ergibt für Männer im Allgemeinen eine etwas höhere, für Frauen eine etwas niedrigere Bildungsrendite als die Schätzung nach Wooldridge. Dass sich die Werte so ähnlich sind, könnte daran liegen, dass wenige Kontrollvariablen verwendet werden. Eine OLS-Schätzung der gesamten Stichprobe zusätzlich mit einem Dummy für Geschlecht und Kontrolle für die Arbeitszeit zeigt, dass Frauen durchschnittlich circa 20 Prozent weniger Einkommen erhalten als Männer (ähnlich Schnabel und Schnabel, 2002). Das durchschnittlich niedrigere Einkommen der Frauen sagt jedoch nichts über die marginale Entwicklung der Einkommen bei mehr Bildungszeit aus. Getrennte Schätzungen nach Männern und Frauen ergeben eine ähnliche Bildungsrendite für beide Geschlechter.

Tabelle 6.3: OLS-Schätzergebnisse für die gesamte Stichprobe

	$b$	t-Stat.	Obs.	$R^2$
1985	0,0613	25,95	2.554	0,4087
1991	0,0592	25,51	2.371	0,3800
1998	0,0589	25,30	2.372	0,3564
2004	0,0636	29,40	3.329	0,3372

Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Ungetrimmte Stichprobe,  $b$ =Koeffizient der Variable 'bilzeitnew', t-Stat.=t-Statistik, Obs.=Beobachtungen.

**Vergleich von Frauen und Männern:** Die Bildungsrendite ist bei den Männern nach einem Abfallen von 1985 auf 1998 anschließend auf einen Wert von 6,45 Prozent im Jahr 2004 gestiegen (vgl. Tabelle 6.4). Bei den Frauen hat der Wert im Jahr 2004 mit 5,69 Prozent noch nicht wieder das Niveau von 1985 erreicht. Wie vermutet, ist die Bildungsrendite der Frauen stärker gesunken als die der Männer. Diese Entwicklung kann der größeren Wirkung der Bildungsreformen in der weiblichen Bevölkerung zugerechnet werden. Zudem ist im gleichen Zeitraum die Frauenerwerbsquote deutlich auf 65 Prozent gestiegen (vgl. Franz, 2006: 21) und hat damit womöglich Angebotseffekte ausgelöst. Die Ergebnisse von Maier et al. (2005) zeigen den gleichen Trend bei den mit Daten des BIBB/IAB geschätzten Renditen: bei den Männern sinkt die Rendite von 10,4 (1979) auf 9,9 Prozent (1998), bei den Frauen von 13,5 auf 9,96 Prozent. Über die Entwicklung im Jahr 2004 liegen hier noch keine Ergebnisse vor. Auffällig ist, dass anders als in den bisherigen Studien für Deutschland die Bildungsrenditen für Frauen und Männer auf sehr ähnlichem Niveau liegen. Wie auch bei Lauer und Steiner (2000a) hat dies seine Ursachen in der Auswahl der Stichprobe. Werden Personen mit Teilzeitbeschäftigung und einer Arbeitszeit von 15 bis 34 Stunden pro Woche in die Stichprobe einbezogen, steigt die Bildungsrendite

Tabelle 6.4: Schätzung der Bildungsrendite nach Geschlecht im Zeitverlauf

Jahr	APE	t-Stat.	APE	t-Stat.
Männer				
	ungetrimmt		getrimmt	
1985	0,1037	3,75	0,0589	86,88
1991	0,0308	2,07	0,0519	58,64
1998	0,0519	16,66	0,0559	87,25
2004	0,0632	109,45	0,0645	164,35
Frauen				
	ungetrimmt		getrimmt	
1985	0,0526	11,18	0,0599	40,9
1991	0,0583	8,52	0,0619	32,92
1998	0,0397	2,86	0,0502	46,23
2004	0,0560	56,29	0,0569	77,35

Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

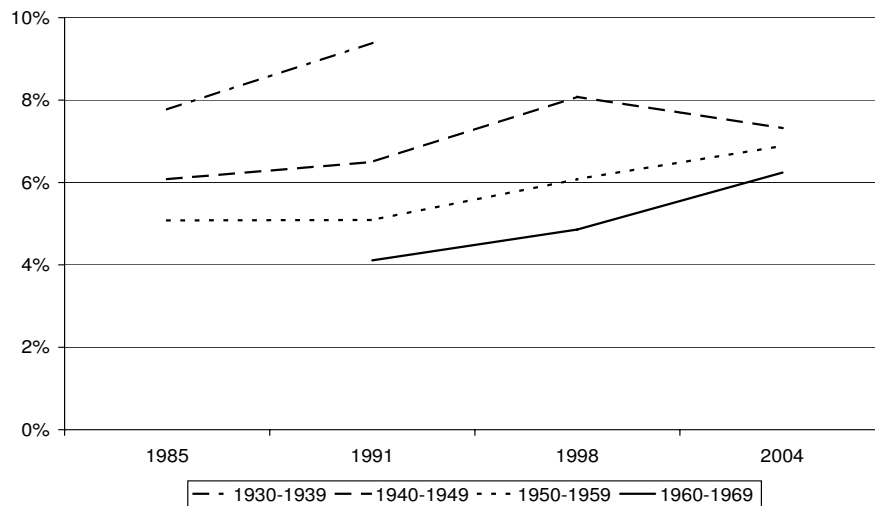
Anmerkungen: APE=Average Partial Effect, t-Stat.=t-Statistik.

der Frauen auf 6,58 Prozent (im Jahr 2004) an. Eventuell gibt es eine Auswahlverzerrung (selection bias) bei der Stichprobe aller erwerbstätigen Frauen, da sich nur besonderes produktive Frauen für eine (Teilzeit-)Erwerbstätigkeit entscheiden (vgl. Schnabel und Schnabel 2002). Somit ist die Stichprobe möglicherweise nicht mehr repräsentativ für die weibliche Bevölkerung, und es wird eine nach oben verzerrte Bildungsrendite geschätzt (Lauer und Steiner 1999).

**Geburtskohorten-Analyse:** Die Kohortenabgrenzung ist hier so gewählt, dass die unterschiedlichen exogenen Ereignisse eine Kohorte möglichst vollständig treffen. Die Jahrgänge 1930–39 sind noch völlig unbeeinflusst von den Bildungsreformen, die Jahrgänge 1940–49 profitieren schon von den Reformen in der beruflichen Bildung, schulische und berufliche Reformen betreffen die Jahrgänge 1950–59 und die Jahrgänge 1960–69 beschreiben umfangreich die Baby-Boomer. Zwar haben alle Jahrgangsgruppen im Zeitverlauf steigende Bildungsrenditen, allerdings geschieht dies auf niedrigerem Niveau, je jünger die Kohorte ist (vgl. Abbildung 6.1). Dies könnte seine Ursache in Lebenszykluseffekten haben, wenn der Lohn mit zunehmendem Alter ansteigt. Ein Kohortenvergleich zum gleichen Zeitpunkt im Erwerbsleben zeigt, dass bspw. die Rendite der Kohorte 1950–59 (im Jahr 2004) im Vergleich zur Rendite der 20 Jahre älteren Kohorte (im Jahr 1985) um circa 1 Prozentpunkt niedriger ist. Dies könnte bedeuten, dass die Rendite der durch die Bildungsreformen betroffenen Kohorte (1950–59), durch die Bildungsexpansion gesunken ist. Dieser Effekt findet sich für die Baby-Boomer (1960–69) im Vergleich zu den Jahrgängen 1940–49 jedoch nicht. Dies ist durch die deutlich höhere Rendite der Männer un-

ter den Baby-Boomern bedingt (vgl. im Anhang Tabelle A.2). Auch in allen geschlechtsspezifischen Kohorten steigt die Rendite bis zum Jahr 2004 an, ausser bei den weiblichen Baby-Boomern, deren Rendite 2004 noch nicht wieder das Niveau von 1991 erreicht hat. Bei den Männern konvergieren die Renditen zum Jahr 2004, wohingegen bei den Frauen hierfür kein Trend ersichtlich ist.

Abbildung 6.1: Schätzung der Bildungsrendite (APE) nach Geburtskohorten im Zeitverlauf – in Prozent



Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Getrimmte Stichprobe. Für Geburtskohorten, die in den betrachteten Wellen nicht vollständig waren, wurde kein Durchschnittswert errechnet, da dieser durch die sehr geringe Anzahl von Beobachtungen und die Unvollständigkeit der Kohorte verzerrt wäre.

Zusammenfassend kann man sagen, dass in der Analyse der Daten des SOEP für Vollzeit erwerbstätige Deutsche im Alter von 20 bis 60 Jahren nach dem Ansatz von Wooldridge mögliche Auswirkungen der Bildungsexpansion auf die Bildungsrendite der gesamten Stichprobe nur in leichtem Maße erkennbar sind. Es scheint kaum einen Effekt auf die Rendite der Männer und einen etwas größeren negativen Effekt auf die Rendite der Frauen zu geben. Dies spricht für die Ergebnisse, die auch schon die deskriptive Analyse des Mikrozensus ergab. Demnach sollten die Auswirkungen der Bildungsreformen nicht besonders stark sein, da schon zuvor ein Trend zur Höherbildung eingesetzt hat, der auf die Bildungsrendite gewirkt haben könnte. Zudem scheint der qualifikationsspezifische technologische Wandel den Bildungsexpansionseffekten bezüglich der Bildungsrendite entgegen zu wirken, also die Zunahme an hochqualifizierten Arbeitskräften zu absorbieren.

## 7 Abschließende Bemerkungen

Die in Abschnitt 2.1 dargestellten Bildungsreformen in Westdeutschland in den sechziger Jahren machen deutlich, dass von Seiten der Politik erhöhte Anstrengungen unternommen wurden, das Ausbildungsniveau in der Bevölkerung anzuheben. Der Zugang zu Bildung wurde durch einen Ausbau der höheren Schulen und der Universitäten sowie die Einführung des BAföG erleichtert und damit die Kosten der Bildung für den Einzelnen gesenkt. Die Analyse der aggregierten Daten des Mikrozensus in Abschnitt 2.2 weist darauf hin, dass es schon vor 1960 Tendenzen zu einer Höherbildung in der Bevölkerung gab. Die Entwicklungen wurden jedoch durch die Bildungsreformen forciert. Deren Auswirkungen zeigen sich besonders deutlich in der Verbesserung der schulischen und beruflichen Ausbildung der Frauen. Der Trend zur schulischen Höherbildung hält auch nach dem Jahr 2000 bei beiden Geschlechtern an. Bei der beruflichen Bildung zeigt sich besonders in der weiblichen Bevölkerung ein leichter Trend zur höheren Qualifikation. Der Anteil der Schulabgänger mit Hochschulreife betrug im Jahr 2003/2004 in Deutschland 41,5 Prozent (Statistisches Bundesamt, 2005a), die Studienanfänger machten 37 Prozent eines Altersjahrganges aus. Dieser Anteil lag im Durchschnitt der OECD-Länder bei 53 Prozent (OECD, 2006). Darin wird ein nach wie vor bestehendes Potential für eine weitere Bildungsexpansion in Deutschland gesehen.

Mit dem Conditional Mean Independence Ansatz von Wooldridge (2002, 2004) wurden Bildungsrenditen für beide Geschlechter und verschiedene Geburtskohorten geschätzt. Dabei sollte der Heterogenität der Individuen durch Einbeziehung zweier Altersvariablen sowie Dummies zu Kindern, Behinderung und Bundesland Rechnung getragen werden. Die daraus resultierenden individuellen heterogenen Bildungsrenditen wurden in einem zweiten Schritt zu durchschnittlichen Renditen gemittelt. Die Renditen bewegen sich bei Frauen und Männern in allen 4 untersuchten Wellen zwischen 5 und 6,5 Prozent, ein Wert, der etwas niedriger ist, als die in anderen Schätzungen für Westdeutschland berechneten Ergebnisse (vgl. Flossmann und Pohlmeier, 2006). Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die Bildungsreformen und die darauf folgende Bildungsexpansion in der langen Frist nicht zu einer Reduzierung der Bildungsrendite geführt haben, jedoch geschlechtsspezifische Unterschiede erkennbar sind. Die Geburtskohorten-Analyse zeigt wie schon in der Analyse mit Daten des Mikrozensus deutlichere Auswirkungen der Bildungsexpansion bei den Frauen.

Die arbeitsnachfrageseitigen Veränderungen wie qualifikationsverzerrter technologischer Wandel und Globalisierung scheinen die Veränderungen des Arbeitsangebots durch die Bildungsexpansion in Westdeutschland im Wesentlichen aufgefangen zu haben. Dies würde für die These Acemoglus (2002) sprechen, dass sich das vermehrte Angebot an hochqualifizierten Arbeitskräften seine Nachfrage in Form des techno-

logischen Wandels selbst geschaffen hätte. Hypothesen zu Arbeitslosigkeit und Verdrängung wie in Abschnitt 3 beschrieben, können mit dieser Analyse nicht überprüft werden, allerdings geben die Ergebnisse Hinweise darauf, dass die Auswirkungen der Bildungsexpansion nicht so stark waren wie nach diesen Thesen befürchtet.



# Literatur

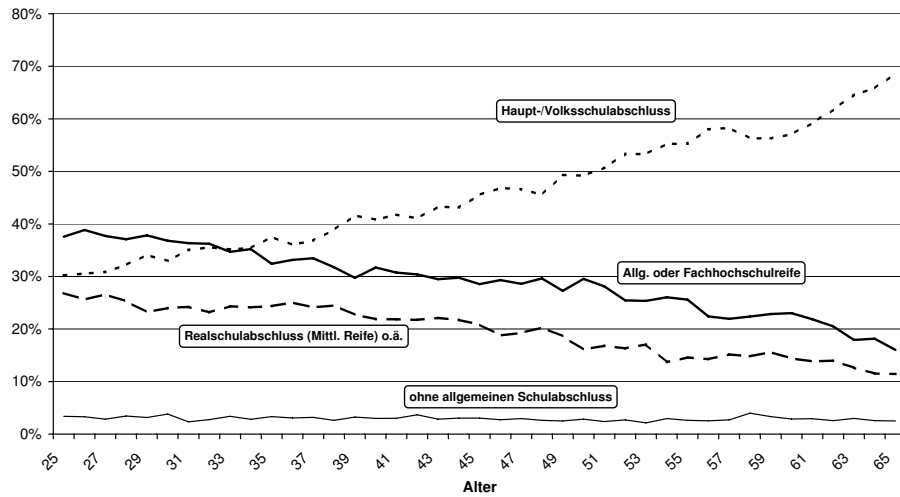
- Acemoglu, Daron (2002), Technical Change, Inequality, and the Labor Market, *Journal of Economic Literature* 40 (1), 7–72.
- Ammermüller, Andreas und Andrea Maria Weber (2005), *Educational Attainment and Returns to Education in Germany*, ZEW Discussion Paper 05-17.
- Asplund, Rita und Pedro Telhado Pereira (Hrsg.) (1999), *Returns to Human Capital in Europe*, Helsinki.
- Becker, Gary S. (1964/1993), *Human Capital - A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3. Aufl., Chicago.
- Blossfeld, Hans-Peter (1985), *Bildungsexpansion und Berufschancen: empirische Analysen zur Lage der Berufsanfänger in der Bundesrepublik*, Frankfurt a.M.
- Blundell, Richard, Lorraine Dearden und Barbara Sianesi (2005), Evaluating the Impact of Education on Earnings in the UK: Models, Methods and Results from the NCDS, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A* 168 (3), 473–512.
- Boockmann, Bernhard und Viktor Steiner (2006), Cohort Effects and the Returns to Education in West Germany, *Applied Economics* 38 (10), 1135–1152.
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (2007), Chancengleichheit sichern durch BAföG, Internet: <http://www.bmbf.de/de/892.php> (Stand: 27. Februar 2007).
- Cameron, A. Colin und Pravin K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: methods and applications*, Cambridge.
- Card, David (1999), The Causal Effect of Education on Earnings, in: Ashenfelter, Orley und Card, David (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Bd. 3A der Reihe Handbooks in Economics, Amsterdam, Kapitel 30, 1801–1863.
- Card, David (2001), Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems, *Econometrica* 69 (5), 1127–1160.
- Card, David und John E. DiNardo (2002), Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles, *Journal of Labor Economics* 20 (4), 733–783.
- Führ, Christoph und Carl-Ludwig Furck (Hrsg.) (1998), *Handbuch der deutschen Bildungsgeschichte - Erster Teilband Bundesrepublik Deutschland*, München.
- Flossmann, Anton L. und Winfried Pohlmeier (2006), Causal Returns to Education: A Survey on Empirical Evidence for Germany, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226 (1), 6–23.
- Franz, Wolfgang (2006), *Arbeitsmarktökonomik*, 6. Aufl., Berlin.
- Gebel, Michael und Friedhelm Pfeiffer (2007), *Educational Expansion and its Heterogeneous Returns for Wage Workers*, ZEW Discussion Paper 07-10.

- Heckman, James J. (2000), Policies to Foster Human Capital, *Research in Economics* 54 (1), 3–56.
- Heckman, James J., Lance J. Lochner und Petra E. Todd (2006), Earnings Functions, Rates of Return an Treatment Effects, in: Hanushek, Eric und Finis Welch (Hrsg.), *Handbook of the Economics of Education*, Bd. 2 der Reihe Handbooks in Economics, Amsterdam, Kapitel 7, 307–458.
- Katz, Lawrence F. und David H. Autor (1999), Changes in the Wage Structure, in: Ashenfelter, Orley und Card, David (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Bd. 3A der Reihe Handbooks in Economics, Amsterdam, Kapitel 30, 1463–1555.
- Klemm, Klaus (2000), Bildung, in: Allmendinger, Jutta und Wolfgang Ludwig-Mayerhofer (Hrsg.), *Soziologie des Sozialstaats*, Weinheim, 145–165.
- Klemm, Klaus (2001), Bildungsexpansion, Erfolge und Misserfolge sowie Bildungsbeteiligung, in: Böttcher, Wolfgang, Klaus Klemm und Thomas Rauschenbach (Hrsg.), *Bildung und Soziales in Zahlen*, Weinheim, 331–342.
- Lauer, Charlotte und Viktor Steiner (1999), Returns to Education in Germany: Review of the Empirical Literature, in: Asplund, Rita und Pedro Telhado Pereira (Hrsg.), *Returns to Human Capital in Europe*, Helsinki, 125–146.
- Lauer, Charlotte und Viktor Steiner (2000a), *Returns to Education in West Germany*, ZEW Discussion Paper 00-04.
- Lauer, Charlotte und Viktor Steiner (2000b), Private Erträge von Bildungsinvestitionen in Deutschland, *Beihefte der Konjunkturpolitik, Applied Economics Quarterly* 51, 71–101.
- Maier, Michael, Friedhelm Pfeiffer und Winfried Pohlmeier (2004), *Returns to Education and Individual Heterogeneity*, ZEW Discussion Paper 04-34.
- Maier, Michael, Friedhelm Pfeiffer und Winfried Pohlmeier (2005), *Unveröffentlichte Bildungsrenditeschätzung mit BIBB/IAB-Daten nach Alterskohorten nach dem Verfahren aus ZEW DP 04-34*.
- Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York.
- Müller, Walter (1998), Erwartete und unerwartete Folgen der Bildungsexpansion, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderhefte* 38, 80–113.
- Müller, Walter (2000), Bildungsexpansion und Bildungsfolgen im Systemvergleich, in: Niedermayer, Oskar und Bettina Westle (Hrsg.), *Demokratie und Partizipation*, Wiesbaden, 65–87.
- OECD (2006), *Education at a Glance: OECD Indicators - 2006 Edition*, Paris.
- Reinberg, Alexander und Markus Hummel (2001), *Bildungsexpansion in Westdeutschland - Stillstand ist Rückschritt*, IAB Kurzbericht 8.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard (2000), *ZUMA-Arbeitsbericht: Hat die Bildungsexpansion zum Abbau der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung geführt? Methodische Überlegungen zum Analyseverfahren und Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle für den Zeitraum 1950-1989*, Mannheim.

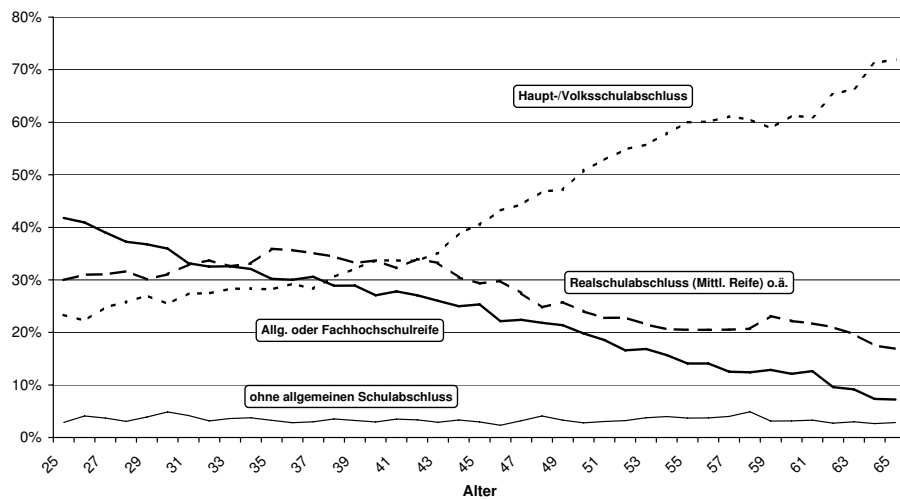
- Schnabel, Isabel und Reinhold Schnabel (2002), *Family and Gender Still Matter: The Heterogeneity of Returns to Education in Germany*, ZEW Discussion Paper 02-67.
- Skarupke, Robert (2005), *Renditen von Bildungsinvestitionen*, Bd. 6 der Reihe Schriften zur Empirischen Wirtschaftsforschung, Frankfurt a.M.
- SOEP-Monitor - Zeitreihen zur Entwicklung von Indikatoren zu zentralen Lebensbereichen (Analyseebene: Person) (2005), Internet: <http://www.diw.de/deutsch/sop/service/soepmonitor/index.html> (Stand: 23. Februar 2007).
- Statistisches Bundesamt (1980), *Bildung im Zahlenspiegel*, Stuttgart.
- Statistisches Bundesamt (2005a), *Bildung und Kultur – Allgemeinbildende Schulen – Fachserie 11 Reihe 1*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2005b), *Prüfungen an Hochschulen - Fachserie 11 Reihe 4.2*, Wiesbaden.
- Wooldridge, Jeffrey W. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge.
- Wooldridge, Jeffrey W. (2004), *Estimating Average Partial Effects under Conditional Moment Independence Assumptions*, cemmap Working Paper 03/04.
- Wooldridge, Jeffrey W. (2005), Instrumental Variables Estimation of the Average Treatment Effect in the Correlated Random Coefficient Model, *Mimeo*.

# A Anhang

Abbildung A.1: Schulabschlüsse in der Bevölkerung im Jahr 2004 – in Prozent



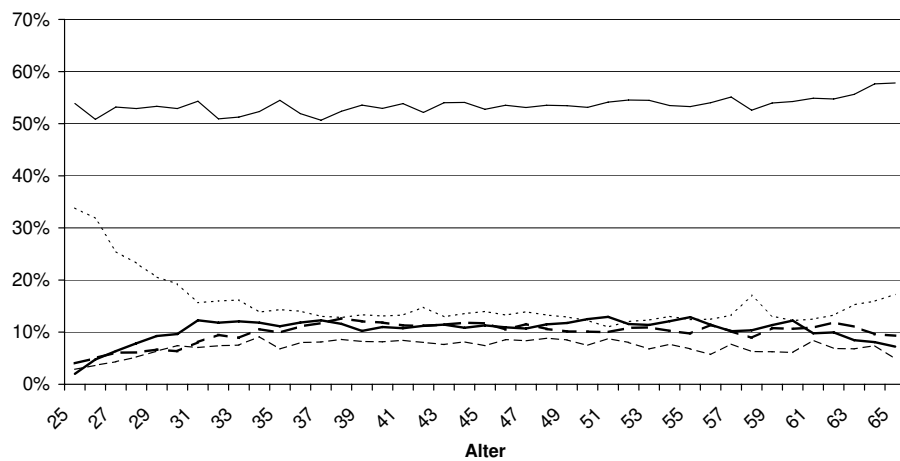
(a) Männer



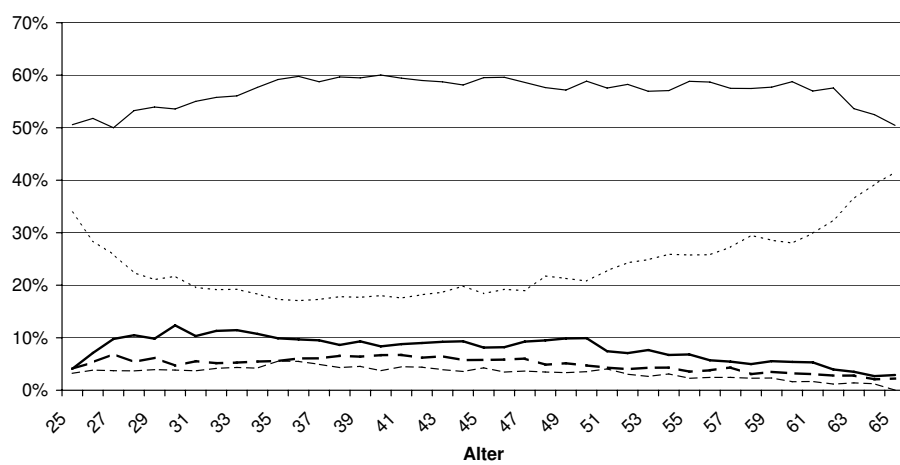
(b) Frauen

Quelle: Statistisches Bundesamt, Mikrozensus (2004), eigene Berechnungen.

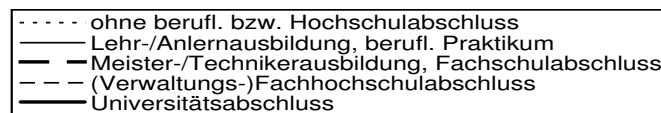
Abbildung A.2: Berufliche Abschlüsse in der Bevölkerung im Jahr 2004 – in Prozent



(a) Männer



(b) Frauen



Quelle: Statistisches Bundesamt, Mikrozensus (2004), eigene Berechnungen.

Tabelle A.1: Deskriptive Statistiken zum SOEP

	Jahr	Mean	Std.Dev.	Min	Max
realer	1985	2.146	921,298	96,16	12.866,95
Brutto-	1991	2.402	1.063,856	427,60	15.271,56
monatslohn	1998	2.631	1.104,959	156,68	10.967,45
(in EUR)	2004	2.880	1.326,996	188,32	18.361,58
realer	1985	8,50	3,368	0,388	44,665
Brutto-	1991	10,82	4,354	1,959	73,461
stundenlohn	1998	13,79	5,171	0,881	47,015
(in EUR)	2004	16,27	6,726	0,766	99,616
bilzeit	1985	11,65	2,402	7	18
(in Jahren)	1991	11,69	2,444		
	1998	12,12	2,580		
	2004	12,53	2,651	7	18
bilzeitnew	1985	11,32	2,711	7	18
(in Jahren)	1991	11,47	2,699		
	1998	12,05	2,778		
	2004	12,55	2,784	7	18
Alter	1985	37,90	11,318	20	60
(in Jahren)	1991	37,85	11,120		
	1998	38,89	10,274		
	2004	40,68	9,657	20	60
	Jahr	Anteil		Jahr	Anteil
Frauen	1985	28,37%	Verheiratete	1985	65,89%
	1991	30,46%	Personen	1991	60,66%
	1998	30,36%		1998	59,10%
	2004	30,15%		2004	58,44%
Personen	1985	60,07%	Ausländer	1985	31,17%
mit	1991	54,56%		1991	30,95%
Kindern	1998	51,08%		1998	20,28%
	2004	53,71%		2004	11,79%
Behinderte	1985	6,88%	Selbständige	1985	6,43%
	1991	6,71%		1991	5,21%
	1998	6,78%		1998	7,37%
	2004	6,58%		2004	8,06%

Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: bilzeit=Ausbildungszeit (schulisch und beruflich), bilzeitnew=Ausbildungszeit mit Korrektur, Mean=Durchschnitt, Std.Dev.=Standardabweichung, Anzahl der Beobachtungen (ohne Ausländer und Selbständige): 1985: 2.577, 1991: 2.403, 1998: 2.414, 2004: 3.366. Bundesländeranteile auf Nachfrage erhältlich.

Tabelle A.2: Schätzung der Bildungsrendite (APE) nach Geburtskohorten und Geschlecht im Zeitverlauf

Jahrgang		1930-1939		1940-1949		1950-1959		1960-1969	
Jahr		APE	t-Stat.	APE	t-Stat.	APE	t-Stat.	APE	t-Stat.
Männer									
1985		0,0722	84,96	0,0591	116,22	0,0507	65,46	-	-
1991		0,0823	53,86	0,0585	72,32	0,0493	54,27	0,0347	18,26
1998		-	-	0,0750	62,57	0,0591	73,44	0,0506	61,90
2004		-	-	0,0687	58,94	0,0690	111,8	0,0671	146,25
Frauen									
1985		0,0749	30,32	0,0548	30,51	0,0419	29,35	-	-
1991		0,0945	8,69	0,0726	24,63	0,0516	27,66	0,0541	25,97
1998		-	-	0,0791	28,25	0,0566	27,09	0,0408	34,12
2004		-	-	0,0783	37,86	0,0586	56,56	0,0513	50,65

Quelle: SOEP 1985/1991/1998/2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Getrimmte Stichprobe, APE=Average Partial Effect, t-Stat.=t-Statistik. Für Geburtskohorten, die in den betrachteten Wellen nicht vollständig waren, wurde kein Durchschnittswert errechnet, da dieser durch die sehr geringe Anzahl von Beobachtungen und die Unvollständigkeit der Kohorte verzerrt wäre.

Tabelle A.3: Sensitivitätsanalyse für das Jahr 2004

	APE	Std.Dev.	t-Stat.
<i>20–60-jährige erwerbstätige Männer</i>			
ungetrimmt	0,0632	0,00058	Ref.
getrimmt	0,0645	0,00039	Ref.
<i>nur 30–60 Jahre</i>			
ungetrimmt	0,0677	0,00039	6,46
getrimmt	0,0680	0,00037	6,61
<i>mit Ausländern</i>			
ungetrimmt	0,0604	0,00068	-3,11
getrimmt	0,0625	0,00041	-3,59
<i>mit Selbständigen</i>			
ungetrimmt	0,0645	0,00074	1,38
getrimmt	0,0664	0,00036	3,56
<i>Bruttostundenlohn statt Bruttomonatslohn</i>			
ungetrimmt	0,0531	0,00054	-12,80
getrimmt	0,0542	0,00038	-18,88
<i>bilzeit statt bilzeitnew</i>			
ungetrimmt	0,0649	0,00064	1,93
getrimmt	0,0658	0,00045	3,39
<i>plus Familienstand (verheiratet ja/nein)</i>			
ungetrimmt	0,0623	0,00067	-1,09
getrimmt	0,0638	0,00041	-1,21

Quelle: SOEP 2004, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: APE=Average Partial Effect, t-Stat.=t-Statistik =  $\left( \frac{b_2 - b_1}{\sqrt{(se_1)^2 + \sqrt{(se_2)^2}}} \right)$ .

Referenzstichprobe: westdeutsche Männer, 20–60 Jahre, Vollzeit abhängig beschäftigt.

Ref.=Referenzschätzung: Bruttomonatslohn erklärt durch bilzeitnew, Alter, Alter (quadriert),

Dummies für Kinder, Behinderung, Bundesland.